



Une évaluation économique du paysage : une application de la méthode des choix multi-attributs aux Monts d'Arrée

Jeanne Dachary-Bernard

► To cite this version:

Jeanne Dachary-Bernard. Une évaluation économique du paysage : une application de la méthode des choix multi-attributs aux Monts d'Arrée. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 2004, 373, p. 57 - p. 80. hal-00450861

HAL Id: hal-00450861

<https://hal.science/hal-00450861>

Submitted on 27 Jan 2010

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Une évaluation économique du paysage

Une application de la méthode des choix multi-attributs aux Monts d'Arrée

Jeanne Dachary-Bernard*

Le paysage breton des Monts d'Arrée connaît depuis plusieurs années des transformations importantes qui amènent les institutions locales à envisager des mesures paysagères particulières. Dans un contexte de préoccupations environnementales croissantes et de prise de conscience économique de l'enjeu paysager, la méthode des choix multi-attributs est appliquée à l'évaluation économique du paysage des Monts d'Arrée. À partir des préférences des touristes pour les attributs paysagers de la zone – exprimées par voie d'enquête sur le terrain – on estime les consentements à payer pour des transformations de ces attributs (lande tourbeuse, bâti non traditionnel et trame bocagère).

Jusqu'ici peu appliquée à la sphère de l'économie de l'environnement, la méthode d'évaluation des choix multi-attributs est présentée en soulignant l'intérêt de cette technique pour évaluer un bien tel que le paysage rural. L'originalité de certains résultats concerne notamment la mise en évidence d'un conflit d'usage de l'attribut lande entre les gestionnaires locaux et les touristes, ce qui amène à s'interroger sur ce qui justifie la mise en œuvre d'une mesure paysagère. La relation de l'utilité indirecte à l'attribut monétaire est également analysée à partir de l'idée de satisfaction morale procurée par le financement d'un bien public comme la protection ou la restauration d'un paysage.

* Jeanne Dachary-Bernard est docteur ès Sciences économiques, ATER au Grape-CEEP à l'université Montesquieu-Bordeaux IV.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

L'auteur remercie deux rapporteurs de la revue pour leur lecture attentive de cet article et leurs précieux conseils. Monsieur Patrick Point, directeur de recherche à l'Université Montesquieu-Bordeaux IV, et Madame Mbolatiana Rambonilaza, chargé de recherche au Cemagref de Bordeaux, sont également vivement remerciés pour le soutien qu'ils ont apporté à cette recherche.

Les considérations paysagères sont de plus en plus présentes dans le débat public. La puissance publique à travers des réglementations diverses (loi paysage, schéma de services collectifs des espaces naturels et ruraux, etc.) s'y implique de façon marquée. Cela signifie que l'on va engager des ressources ou renoncer à certains projets pour des raisons de qualité paysagère. Dans ce contexte, l'évaluation des coûts et des bénéfices des mesures paysagères envisagées devient primordiale. L'objectif et l'intérêt d'une évaluation économique du paysage est de fournir un indicateur monétaire pour les bénéfices générés par les transformations du paysage consécutives à certaines mesures paysagères. L'évaluation dont il est question ici est une évaluation *ex ante*, dont l'objet est d'offrir une aide à la décision en matière d'aménagement du territoire et qui s'intègre dans le cadre des analyses coûts-bénéfices menées afin de juger de l'intérêt de la mise en œuvre de ces mesures.

Le paysage : un bien au caractère multi-attributs

Toute la difficulté à évaluer le paysage tient à sa définition en général et en économie en particulier. L'économie se situe à mi-chemin entre l'approche scientifique qui considère le paysage comme un objet *in vitro* et l'approche psychologique qui ne voit dans le paysage qu'un pur produit de la perception (Facchini, 1993). La démarche économique doit donc s'intéresser à la relation paysage-homme en proposant une étude des préférences paysagères. Dans ce but, la définition économique retenue pour le paysage admet que ce dernier est un bien économique car il répond à des besoins. Il présente également un caractère non marchand puisqu'il n'existe pas de marché sur lequel se confrontent l'offre et la demande de paysage. Ce bien vérifie aussi les propriétés de non-exclusivité et de non-rivalité, même si des phénomènes de congestion – c'est-à-dire des fortes fréquentations de sites empêchant de profiter pleinement des paysages – peuvent nuire à la seconde propriété : le paysage est, en ce sens, un bien public imparfait. Enfin, le paysage présente une caractéristique multi-dimensionnelle du fait de l'existence de plusieurs éléments le composant. C'est un bien économique multi-attributs.

Cette dernière caractéristique du paysage est au fondement de cette étude. En effet, les politiques ayant un impact sur le paysage ont généra-

lement des conséquences sur certains de ses attributs. Disposer d'une évaluation multi-attributs du paysage permettrait aux décideurs d'avoir des indicateurs par attribut et non au niveau global. Dans cette optique, la démarche adoptée pour évaluer le paysage s'appuie ici sur la théorie économique de Lancaster (Lancaster, 1971). Selon celle-ci, la satisfaction procurée à un individu par un acte de consommation provient de la consommation du bien et plus exactement des différents éléments qui le composent. Cette théorie permet de passer de l'espace des *biens* à l'espace des *attributs* par le biais d'une fonction linéaire qui, lorsque b_{ij} indique la part de l'attribut z_i présent dans le bien x_j , prend la forme :

$$z_i = \sum_{j=1}^n b_{ij} . x_j \quad (1)$$

Sous forme matricielle, Lancaster évoque l'existence d'une matrice de technologies de consommation notée B et définie par l'expression suivante :

$$z = B . x \quad (2)$$

Cette matrice exprime, au travers de ses différents coefficients, en quelles quantités les I attributs intègrent et composent les J biens de l'économie. La contrainte monétaire de l'individu peut alors être représentée dans l'espace des attributs, ce qui permet de déterminer les prix implicites de chacun des attributs.

Une évaluation des choix multi-attributs

Si cette théorie s'impose comme le support principal de l'analyse économique de la demande de paysage, la méthode d'évaluation employée pour évaluer les transformations multi-attributs du paysage doit adopter cette même démarche lancasterienne.

Parmi les méthodes d'évaluation environnementale traditionnelles, on privilégie une approche directe afin de s'attacher simultanément aux valeurs d'usage actif *et* passif associées au paysage, supposant que ces dernières sont relativement importantes dans la valeur économique totale du paysage (Graves, 1991).

Au sein des techniques d'évaluation directes, la plus connue et la plus utilisée à ce jour est la

méthode d'évaluation contingente (Luchini, 2002). Elle consiste à présenter à l'enquêté un scénario de préservation du bien considéré face à un scénario qualifié de *statu quo* car traduisant une situation de non-intervention de l'État. Les individus doivent alors donner leur consentement à payer pour bénéficier de la situation préservée. Cette méthode a été enrichie par Santos (1998) – méthode dite multi-programmes – afin de pouvoir prendre en compte la caractéristique multi-attributs du paysage. Son origine se trouve dans les travaux de Hoehn (1991) qui étudie les interactions entre les composantes de politiques environnementales multidimensionnelles. Cependant, une telle démarche considère le changement multi-attributs dans un contexte binaire, c'est-à-dire que les attributs peuvent prendre deux niveaux distincts : le niveau « 1 » quand la mesure de conservation est prise, le niveau « 0 » quand la mesure n'est pas adoptée.

La méthode retenue ici est la méthode des choix multi-attributs (1). L'intérêt de son utilisation repose d'une part sur le fait que le coût que supporteraient les individus pour bénéficier des changements multi-attributs est directement intégré dans les scénarii paysagers proposés, ce qui évite aux agents de devoir *construire* leur valeur en déclarant un consentement à payer. D'autre part, les attributs étudiés peuvent prendre plusieurs niveaux et les changements multi-attributs considérés sont donc plus nombreux. Cela signifie que les mesures envisagées peuvent agir sur plusieurs attributs simultanément et également à plusieurs niveaux.

Du fait de ces divergences, les deux méthodes n'apportent pas la même aide à la décision. Hanley le résume parfaitement de la façon suivante (Hanley *et al.*, 1998a, pp. 13-14 : « *CVM and CE offer rather different merits to the policy researcher, CVM seems best suited to valuing the overall policy package, and CE to valuing the individual characteristics that make up the policy. Should researchers make progress in solving the problem of dis-aggregating policies/resources into appropriate characteristic sets and levels, then the other advantages of CE (...) may lead it to becoming preferred in valuing total packages.* » (2).

Par le biais d'une étude de cas particulière sur le site paysager des Monts d'Arrée, on s'intéresse ici à l'évaluation des attributs paysagers en adoptant la méthode des choix multi-attributs.

La méthode des choix multi-attributs

L'utilisation de la méthode d'évaluation des choix multi-attributs (MCMA) à la sphère de l'économie de l'environnement est assez récente. En effet, elle a été principalement utilisée dans les domaines du marketing et de l'économie des transports (Louvière, 1988a et 1988b ; Louvière, 1992 ; Louvière et Woodworth, 1983). Son usage en management environnemental a été par la suite initié par l'étude de Adamowicz *et al.* (1994) qui traitait de l'évaluation des préférences récréatives pour deux rivières canadiennes en Alberta. Cependant, jusque-là, les travaux appliquant cette méthode à l'évaluation de biens environnementaux ne s'attachaient qu'aux valeurs d'usage des biens. La première étude à retenir et étudier des valeurs d'usage passif est celle menée par Adamowicz *et al.* (1998) qui se sont intéressés à la protection de forêts en Alberta. Hanley *et al.* (1998a et 1998b) dans leurs deux études publiées la même année, s'intéressent aux zones protégées du Royaume-Uni – *Environmental Sensitive Area* – et estiment plus particulièrement les préférences pour les paysages de forêts.

Les supports théoriques

Cette méthode d'évaluation se fonde dans un premier temps sur la *théorie de l'utilité aléatoire* (Thurstone, 1927 ; McFadden, 1974 ; Manski, 1977). L'agent économique-consommateur adopte un programme de maximisation de l'utilité sous contrainte budgétaire et, confronté à plusieurs alternatives (3), il choisira celle qui lui procure le maximum de satisfaction. Mais l'originalité de cette théorie repose sur le fait que la fonction d'utilité de l'individu a une composante aléatoire qui

1. Mieux connue sous le terme « choice experiments method ».

2. « L'évaluation contingente et la méthode des choix multi-attributs offrent différents points de vue aux décideurs : alors que l'évaluation contingente semble mieux adaptée pour évaluer un programme politique global, la seconde des deux méthodes est plus opportune pour évaluer les caractéristiques individuelles concernées par la politique. Que les chercheurs progressent dans la résolution des problèmes de désagrégation des politiques et/ou des ressources en autant de caractéristiques et niveaux de caractéristiques adéquates, et les autres atouts de la méthode des choix multi-attributs (...) en feront la méthode privilégiée également lors de l'évaluation de programmes globaux. » (traduction de l'auteur de l'article).

3. Le terme d'alternative est employé ici dans le même sens que scénario : un individu est confronté à plusieurs scénarii distincts ou encore à plusieurs alternatives (de choix).

traduit la part non observable par le chercheur de l'utilité de l'agent. Ce sont les hypothèses posées quant à la distribution du terme stochastique qui détermineront le modèle à choix discret retenu pour estimer la fonction d'utilité indirecte du consommateur (cf. encadré 1).

S'il est désormais établi que l'utilité de l'individu est en partie non observable par l'évaluateur et que seule l'utilité indirecte va tenter d'être approchée par l'estimation, la démarche lancasterienne est également au cœur de la méthode. En effet, la MCMA consiste à présenter aux enquêtés plusieurs alternatives de choix, chacune d'elles reflétant un changement multi-attributs du bien évalué. Le principe consiste à proposer généralement deux alternatives face à une situation de *statu quo*, et cette expérience de choix est renouvelée plusieurs fois consécutivement pour différentes alternatives. Les enquêtés doivent donc étudier les trois scénarii qui leur sont proposés dans chaque ensemble, et faire autant de choix qu'il y a d'ensembles présentés. Afin de rapprocher de façon formalisée cette technique de la théorie de Lancaster, on place les différents scénarii propres à l'évaluation multi-attributs dans la matrice des technologies de consommation B propre à la théorie de Lancaster telle qu'on l'a vu dans l'expression matricielle (2).

On note S_{ie} le scénario i de l'expérience de choix e et A_j l'attribut j de l'actif à évaluer. La matrice comporte autant de lignes que d'attributs ($j = 1, 2, \dots, J$) et autant de colonnes que de scénarii différents au total ($(i = 1, 2, \dots, I) \times (e = 1, 2, \dots, E)$).

L'élément générique de la matrice, noté b_{jie} , représente le niveau de l'attribut A_j dans le scénario S_{ie} . Dans le cas d'un processus de trois ensembles de deux scénarii chacun s'intéressant à trois attributs, la matrice peut alors être formalisée de la façon suivante :

$$B = \begin{bmatrix} b_{111} & b_{121} & b_{112} & b_{122} & b_{113} & b_{123} \\ b_{211} & b_{221} & b_{212} & b_{222} & b_{213} & b_{223} \\ b_{311} & b_{321} & b_{312} & b_{322} & b_{313} & b_{323} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Si le principe de la méthode se rapproche aisément de la démarche multi-attributs de Lancaster, reste à pouvoir le mettre en œuvre empiriquement pour permettre l'évaluation attendue.

Un processus de génération fractionnel...

La mise en œuvre de la MCMA suit un protocole, défini en plusieurs étapes et traduit de (Hanley et al., 2001) (cf. tableau 1). Le choix des attributs, et des différents niveaux qu'ils peuvent prendre, est réalisé dans la première phase du protocole. Un attribut monétaire est ajouté à cette sélection afin de prendre en compte la contrainte budgétaire des individus. Ce *prix* représente le coût que les individus seraient amenés à payer pour pouvoir bénéficier de la transformation multi-attributs correspondante.

La seconde étape consiste à combiner ces différents niveaux d'attributs entre eux afin de construire des scénarii. Ces derniers traduisent chacun

Encadré 1

RAPPEL SUR LA THÉORIE DE L'UTILITÉ ALÉATOIRE

L'utilité de choisir un scénario i est décomposée en une composante systématique ou déterminée V et une composante stochastique ε :

$$U_i = V_i + \varepsilon_i \quad (a)$$

Les modèles à utilité aléatoire, également qualifiés de modèles RUM pour *Random Utility Models*, ont pour hypothèse que la composante systématique V dépend linéairement des variables explicatives de la façon suivante :

$$V_i = A_i + \beta' x_i \quad (b)$$

où A_i est l'ASC (*alternative specific constant*) du scénario i et β est le vecteur des paramètres associés à x_i le vecteur des attributs associés au $i^{\text{ème}}$ scénario.

La probabilité de choisir une alternative i parmi celles proposées au sein de l'ensemble C est notée :

$$\begin{aligned} P(i / C) &= \Pr[(U_i > U_j), \forall j \in C] \\ &= \Pr[(V_i + \varepsilon_i > V_j + \varepsilon_j)] \\ &= \Pr[(\varepsilon_j - \varepsilon_i < \beta' x_i - \beta' x_j), \forall j \in C] \end{aligned}$$

$$\Leftrightarrow P(i / C) = \Pr[F(\beta' x_i)] \quad (c)$$

L'hypothèse concernant les termes d'erreur ε_i , usuelle en méthode des choix multi-attributs, est qu'ils sont indépendants et identiquement distribués selon une loi de Gumbel (distribution de valeur extrême de type I). Alors :

$$P(i / E) = \exp^{\lambda V_i} / \sum_j \exp^{\lambda V_j} \quad (d)$$

une situation particulière (hypothétique) qui reflète une transformation multi-attributs consécutive à l'adoption d'une mesure politique différente. Les scénarii sont à leur tour associés au sein d'ensembles qui seront autant d'expériences de choix pour les enquêtés. Le nombre de combinaisons possibles peut cependant être rapidement élevé selon le nombre d'attributs et le nombre de niveaux que chacun d'eux peut prendre. Ainsi, à titre illustratif, un ensemble de quatre attributs de trois niveaux chacun conduirait à $3 \times 3 \times 3 \times 3$ soit 81 scénarii possibles. Or il est difficilement concevable de demander à un individu d'étudier autant de scénarii et d'être capable de se prononcer sur ses préférences par rapport à toutes ces alternatives. Ce processus de génération « complet » est donc couramment abandonné au profit d'un processus « fractionnel », qui sélectionne certaines combinaisons parmi toutes celles envisageables (Kuhfeld, 2000).

... pour la construction d'expériences efficientes

L'inconvénient d'une telle démarche restrictive réside dans le fait que toutes les interactions des attributs pris deux à deux ne sont pas prises en compte. Ce processus fractionnel est alors caractérisé par sa résolution, c'est-à-dire le schéma qu'il suit pour sélectionner quels effets garder et lesquels ignorer (Kuhfeld, 2000). Les expériences générées par un tel processus de génération sont donc orthogonales entre elles et optimales. Mais il importe également que ces expériences ainsi dessinées soient efficientes, c'est-à-dire que les paramètres du modèle à choix discret

retenu soient estimés avec le maximum de précision. Plusieurs procédures ont été proposées pour générer de telles expériences, mais celle retenue ici est celle de (Zwerina *et al.*, 1996).

Différents modèles à choix discrets sont théoriquement envisageables pour estimer la probabilité de choix d'une alternative. Cependant, celui fréquemment employé par la MCMA est le *Logit* multinomial, qui régresse l'utilité indirecte en fonction des attributs du choix. Les expériences seront efficientes si les paramètres des attributs et des caractéristiques sont estimés avec le maximum de précision ou encore si la matrice des variances-covariances est minimale. L'encadré 2 présente les principales équations du modèle qui permettent d'établir les critères d'efficience.

Hubert et Zwerina (1996) ont identifié quatre critères cohérents avec une minimisation de la *D-error* ou encore une maximisation de la *D-efficiency* :

- l'orthogonalité : ce critère est satisfait lorsque les niveaux de chaque attribut varient indépendamment les uns des autres ;
- l'équilibre en niveau : il est vérifié lorsque les niveaux de chaque attribut apparaissent à la même fréquence ;
- l'écart minimal : ce critère est validé quand les alternatives de chaque ensemble ne se recoupent pas quant aux niveaux des attributs ;
- l'équilibre en utilité : cette propriété est satisfaite quand les utilités associées aux alternatives de chaque ensemble sont les mêmes, c'est-à-dire

Tableau 1
Étapes de mise en œuvre de la méthode des choix multi-attributs, d'après (Hanley *et al.*, 2001)

Étapes	Description
Sélection des attributs	Identification des attributs pertinents du bien à évaluer. Des revues de la littérature et des <i>groupes-tests</i> permettent de sélectionner les attributs qui sont pertinents pour les gens alors que la consultation d'experts permet d'identifier les éventuels attributs-cible de la mesure. Un coût ou prix monétaire est automatiquement inclus parmi les attributs afin de pouvoir estimer un consentement à payer (CAP).
Détermination des niveaux des attributs	Les niveaux d'attributs doivent être vraisemblables, réalistes, espacés non linéairement et recouper les cartes des préférences des agents. Des <i>groupes-tests</i> , des tests de questionnaires, des revues de la littérature et des consultations d'experts assurent une sélection des niveaux d'attributs appropriés. Un niveau qualifié de <i>statu quo</i> est généralement inclus.
Choix du plan d'expérience	La théorie statistique est utilisée pour combiner les différents niveaux d'attributs au sein d'un nombre fini d'alternatives (scénarii) à présenter aux enquêtés. On utilise généralement – pour des raisons d'ordre pratique – des <i>processus factoriels partiels</i> au lieu de <i>processus complets</i> pour présenter un nombre réduit de combinaisons de scénarii. Ces différents ensembles (ou expériences de choix) sont ainsi obtenus à partir de logiciels particuliers.
Construction des ensembles de choix	Les profils identifiés lors de l'étape précédente sont alors regroupés au sein d'ensembles de choix (ou expériences) à présenter aux enquêtés.
Mesure des préférences	On choisit à ce stade une procédure d'enquête pour mesurer les préférences des agents : la notation, le classement ou le choix.
Procédure d'estimation	Les procédures d'estimations sont la régression des MCO ou du maximum de vraisemblance (<i>logit</i> , <i>probit</i> , <i>logit</i> conditionnel, etc.)

Encadré 2

LA RECHERCHE D'EFFICIENCE

Dans le cas d'un modèle à choix discret *Logit* multinomial, l'équation (d) de l'encadré 1 s'exprime de la façon suivante :

$$P_{ni} = \frac{\exp(\beta' x_{ni})}{\sum_{j=1}^J \exp(\beta' x_{nj})} \quad (i)$$

où P_{ni} est la probabilité de l'individu n de choisir l'alternative i parmi les J offertes dans l'ensemble.

Cette probabilité est estimée par le maximum de vraisemblance. La matrice des variances-covariances de ces estimateurs β ainsi obtenus est notée Σ et s'exprime ainsi :

$$\Sigma = \left[\sum_{n=1}^N \sum_{j=1}^J z_{nj} P_{nj} z_{nj}' \right]^{-1} \quad (ii)$$

$$\text{où : } z_{nj} = x_{nj} - \sum_{i=1}^J x_{ni} P_{ni} \quad (iii)$$

Déterminer un ensemble d'expériences efficient suppose donc que la taille de cette matrice des variances-covariances soit minimale. Plusieurs mesures de la taille de l'erreur sont envisageables. La plus intuitive est l'*erreur-A*, moyenne de la variance autour des K paramètres estimés du modèle :

$$A - \text{error} = \text{trace}(\Sigma) / K \quad (iv)$$

Cette mesure pose cependant des problèmes dans ce cadre d'efficacité d'expériences. C'est pourquoi une autre mesure lui est préférée dans la littérature, l'*erreur-D* :

$$D - \text{error} = |\Sigma|^{1/K} \quad (v)$$

quand chaque alternative d'un même ensemble a autant de chance d'être choisie qu'une autre de ce même ensemble.

Dans la pratique, les auteurs eux-mêmes précisent qu'il est impossible de créer un ensemble d'expériences qui satisfasse ces quatre propriétés. Ils proposent néanmoins un programme de génération des expériences qui minimise la *D-error*, en satisfaisant au mieux ces quatre propriétés d'efficacité (Kuhfeld, 2000).

Une illustration empirique : le paysage des Monts d'Arrée

Ces choix méthodologiques sont illustrés par l'évaluation du paysage menée sur le paysage rural des Monts d'Arrée dans le Finistère (4).

Les Monts d'Arrée : des enjeux paysagers emblématiques de la Bretagne centrale

La méthode a été mise en œuvre auprès d'un échantillon aléatoire de touristes rencontrés sur la zone d'étude. Celle-ci est localisée sur l'aire géographique du Parc Naturel Régional d'Armorique (PNRA) et s'étend sur environ 43 000 ha, superficie de 14 communes rurales du Parc. Le paysage de cette zone est caractérisé par une certaine dualité. Au sud de la crête des

monts se trouve la région « symbolique » et sauvage des Monts d'Arrée composée de landes tourbeuses (le marais du Yeun Elez) ; au nord des Monts, un espace très différent, dominé par l'activité agricole qui structure le paysage en prairies et terres cultivables parcellées par des haies bocagères et talus, bocages caractéristiques du paysage emblématique de la Bretagne centrale (Gourmelen, 2002).

Sur cet espace existent plusieurs problématiques paysagères ou enjeux relatifs aux transformations paysagères. La partie nord a connu, il y a plusieurs années, un remembrement qui a engendré arasements de talus et arrachages de haies. Ces transformations du paysage bocager ont eu pour conséquences la perte d'un cadre de vie, une dégradation paysagère mais également l'érosion des sols, l'appauvrissement des milieux naturels et la pollution de l'eau. Même si le bocage des Monts d'Arrée est sans doute l'un des mieux conservés, la préservation, voire la recomposition d'une trame bocagère, est aujourd'hui en question (Parcs Naturels Régionaux de France, 2000). La zone sud, caractérisée par son paysage de landes, connaît un double phénomène de boisement. La lande sèche s'enrésine sous l'effet d'initiatives individuelles, et la lande humide voit se développer des friches avec l'abandon des terres. Cette seconde

4. Ce travail a bénéficié, dans le cadre du Projet S3E – Sciences économiques et environnement (2002) –, du financement du Ministère de l'Écologie et du Développement Durable.

problématique est affichée comme un enjeu pour le Parc régional qui souhaite que ces landes humides gardent leur caractère traditionnel, et qui incite pour cela à l’entretien de ces terres.

Face à ces enjeux, on peut se demander quels effets, en termes de bien-être, auraient des mesures paysagères destinées à préserver ou à sauvegarder le paysage. Cette région étant très touristique, on étudie ici les préférences des touristes pour le paysage de cette zone.

La mise en œuvre de la méthode

La mise en œuvre de la MCMA sur la zone a pour objet de se prononcer vis-à-vis des bénéfices retirés par les touristes des transformations des attributs paysagers retenus. La première étape de la méthode, consistant à identifier les attributs du paysage et leurs différents niveaux respectifs, a été réalisée à partir de l’avis d’experts de la zone ainsi que sur la base d’enquêtes sur le paysage réalisées deux ans plus tôt sur la région des Monts d’Arrée (Le Floch, 2000). Les attributs ainsi retenus sont la lande (tourbeuse), le bocage et le bâtiment agricole (non traditionnel). Les différents niveaux que chacun d’eux peut prendre ont été déterminés à partir de considérations écologiques afin que les situations envisagées soient réalistes. Ainsi, chaque attribut peut prendre trois états distincts, le niveau 3 étant le niveau supposé « le meilleur » au vue du paysage traditionnel de la zone. Les niveaux de ces attributs n’ont pas d’unités de mesure, mais sont de type qualitatif selon leur effet visuel sur le paysage. C’est pourquoi les ensembles de scénarii présentés aux individus ont été systématiquement illustrés par des photos. L’attribut monétaire ajouté à cette sélection a été défini compte tenu de la population particulière – les touristes – à laquelle s’adresse l’enquête. Ce *prix* est ici un

supplément de taxe de séjour, payé par les touristes par nuit et par personne. Les niveaux pris par cet attribut ont été fixés sur la base de la taxe de séjour habituellement payée dans les communes de la zone d’étude, tout en tenant compte des montants pratiqués à l’échelle nationale (Bouvard, 2001). Ce supplément de taxe est exprimé en euros par nuit et par personne. Le tableau 2 présente cette sélection d’attributs et de leurs niveaux.

Un processus de génération fractionnel des scénarii a été employé pour construire les expériences. Plusieurs combinaisons d’attributs et de niveaux d’attributs ont été analysées du point de vue de leur *D-efficiency* ou encore de leur *D-error* qui doivent respectivement être axiales et minimales. Le schéma finalement retenu doit être composé de 9 ensembles (ou « set ») de deux scénarii chacun.

Après restriction volontaire du nombre d’ensembles à présenter aux individus (5), six ensembles de trois scénarii chacun ont été présentés aux enquêtés, le scénario 3 étant commun à tous les ensembles. Il s’agit du *statu quo*, qui traduit ici la situation paysagère en absence d’intervention. Les attributs paysagers prennent alors leur niveau « naturel », et l’attribut monétaire prend la valeur nulle puisque aucune mesure n’est prise et ne doit donc être financée. Deux photos illustrent chaque scénario : l’une représentant l’état de l’attribut « lande » sur l’espace sauvage des Monts d’Arrée, l’autre traduisant l’état de l’espace agricole avec simultanément les attributs « bocage » et « bâti ».

Une enquête auprès des touristes par interviews directes

L’enquête a été réalisée par interviews directes de 262 touristes, choisis aléatoirement sur des sites touristiques et des lieux d’hébergement. Outre le cœur de l’enquête composé des six expériences de choix à réaliser, le questionnaire s’intéressait également au comportement de visite du touriste ainsi qu’à ses caractéristiques socio-économiques. Plusieurs enquêteurs ont assuré la réalisation de cette enquête. Mais afin d’éviter la sensibilité des réponses au nombre d’ensembles présentés ainsi qu’un biais « enquêteur », le plan d’expérience différait

Tableau 2
Attributs du paysage retenus et leurs niveaux

Attributs	Niveaux (états)
Lande	1. Très arborée 2. Moyennement arborée 3. Rase
Bocage (espace agricole)	1. Pas bocager 2. Peu bocager 3. Très bocager
Bâtiments agricoles (non traditionnels)	1. Non intégrés 2. Moyennement intégrés 3. Bien intégrés
Prix (supplément de taxe de séjour)	1. 0,10 € 2. 0,20 € 3. 0,30 €

5. Le plan d’expérience optimal et efficient est supposé comprendre neuf expériences. Or, compte tenu de la difficulté de la tâche pour les individus, on a volontairement restreint le nombre d’ensembles présentés à six. Les trois ensembles non retenus ont été éliminés de l’enquête par manque de réalisme.

d'un enquêteur à l'autre au niveau de l'ordre de présentation des expériences, cet ordre étant ensuite échangé entre enquêteurs. En effet, si les individus devaient se lasser de la tâche qui leur était demandé de faire (six choix à faire consécutivement), ce ne devait pas être systématiquement les mêmes ensembles (*a priori* les ensembles présentés à la fin de la série, supposons le 5 et le 6) qui devaient être « sacrifiés ». Présenter les ensembles dans des ordres différents permettait que ce ne soit pas toujours les mêmes ensembles qui soient *a priori* négligés.

Les caractéristiques de l'échantillon ainsi constitué sont récapitulées dans le tableau A de l'annexe. Plus de la moitié de l'échantillon habite de façon permanente en milieu urbain. D'autre part, un touriste interrogé sur deux est de passage, autrement dit ne séjourne pas, ne serait-ce qu'une nuit, sur la zone et ne fait que la traverser. De passage ou non, un peu moins d'un sur deux (41 %) souhaitent revenir dans cette région et près des deux tiers (63 %) considèrent les actions sur le paysage de la zone comme prioritaire en termes d'actions menées ou à mener par le PNRA (cf. tableau 3).

La formalisation du modèle des préférences paysagères

Une fois les données recueillies, il est possible d'estimer la fonction d'utilité indirecte de l'individu. Le modèle à choix discret qui se prête le mieux à cet exercice est le *Logit*. En effet, les modèles d'utilité aléatoire ont historiquement employé ce modèle pour estimer l'utilité (McFadden, 2000) (6). Les termes aléatoires de la fonction d'utilité telle que formalisée par l'équation (a) dans l'encadré 1, sont supposés être indépendants et identiquement distribués (*iid*) selon une distribution d'extrême-valeur de type I. Les attributs paysagers sont ici intégrés

dans la régression : il s'agit donc des trois attributs paysagers que sont la lande, le bocage et le bâti agricole. L'attribut monétaire est également une des variables du modèle. D'autre part, parce que le rapport des individus au paysage est d'ordre subjectif (Berque, 1995), avec un lien particulier du paysage à la culture des gens et à leur histoire, les caractéristiques des enquêtés doivent également être prises en compte. Le modèle développé est donc un *Logit* conditionnel (Green, 2003) qui se formalise de la façon suivante. L'utilité indirecte procurée à un individu *n* par le choix du scénario *i* est une fonction estimée par la méthode du maximum de vraisemblance et elle prend la forme suivante :

V_in = A_i + \sum_j \beta_j x_{ij} + \sum_h \alpha_{hi} z_{hn} \tag{4}

où *A_i* est la constante spécifique à l'alternative *i* (ASC), *β_j* les paramètres à estimer pour les *j* attributs propres à l'alternative *i* représentés par les variables *x_{ij}*, *α_{hi}* les paramètres à estimer lors du choix de l'alternative *i* pour les *h* caractéristiques propres à l'individu *n* représentées par les variables *z_{hn}*. Chaque variable socio-économique est intégrée à la modélisation par « interaction » avec chaque constante spécifique à une alternative (ASC). Ces variables individuelles sont en effet les mêmes quelle que soit l'alternative (ou le scénario) concernée (par exemple le revenu de l'individu), mais elles intègrent le modèle en ce sens qu'elles créent des différences d'utilités entre alternatives (le revenu expliquerait le choix de l'agent, mais on peut supposer que les gens aux revenus plus élevés ont des utilités plus élevées qu'il s'agisse d'un scénario ou d'un autre). C'est donc la raison pour laquelle il y a deux paramètres estimés par variable socio-économique, c'est-à-dire une par alternative.

Comme précisé précédemment, les attributs paysagers sont des variables qualitatives discrètes dont les niveaux n'ont pas été définis cardinalement et traduisent des transformations multi-attributs notables du paysage. C'est pourquoi la distinction des deux types de transformations envisagées pour chacun (passage du niveau 1 au niveau 2 ou passage du niveau 2 au niveau 3) doivent pouvoir être prises en compte. Les variables représentant les attributs paysagers

Tableau 3
Action prioritaire du PNRA pour les touristes

Action	Part (en %) de l'échantillon pour qui l'action est primordiale
Protection et conservation du paysage	63,3
Protection des oiseaux	13,3
Programmes d'animation sur le thème de l'environnement	12,2
Intégration des bâtiments agricoles	6,2
Aménagement des centres-bourgs	5,0

6. Le Logit multinomial a d'ailleurs été créé par McFadden afin d'apporter une formalisation à la théorie de l'utilité aléatoire. Ce modèle économétrique a, par la suite, été utilisé de façon indépendante des modèles RUM.

ont donc été codées par le principe de l'*effect coding*. Ce système de codage permet de régresser l'utilité sur des variables dichotomiques. Le but principal est de pouvoir s'intéresser au niveau de l'utilité associé à chaque niveau d'attribut (McVittie *et al.*, 2001). Pour chacun des attributs à trois niveaux, deux nouvelles variables sont créées pour capturer ces niveaux. Ces variables sont notées par « *effect coding* » VEC_2 et VEC_3 . VEC_2 prendra la valeur 1 si le second niveau est pris par l'attribut et 0 sinon. Le troisième niveau de l'attribut sera traduit par la valeur 1 pour VEC_3 qui prendra la valeur 0 sinon. Enfin, le niveau de base, le niveau 1, étant considéré comme le « moins bon », sera représenté par la valeur - 1 pour simultanément VEC_2 et VEC_3 (Hanley *et al.*, 2000). L'alternative du *statu quo* sera donc systématiquement codées - 1 pour chacune des VEC. Alors que la variable *prix* est une variable discrète numérique pouvant prendre trois valeurs ainsi que la valeur nulle lors du scénario de référence *statu quo*.

Compte tenu de ce codage, l'équation estimée (4) peut donc être formalisée de la façon suivante :

$$V_{in} = A_i + \beta_2 l_2 + \beta_3 l_3 + \delta_2 b_2 + \delta_3 b_3 + \eta_2 b_{a2} + \eta_3 b_{a3} + \pi p + \sum_h \alpha_{hi} z_{hi} \quad (5)$$

Les variables l_2 et l_3 , b_2 et b_3 , puis b_{a2} et b_{a3} sont les variables dichotomiques associées aux niveaux 2 et 3 de respectivement la lande, le bocage et le bâti. Le niveau de base pour chaque attribut n'est pas associé à une variable, son coefficient ne sera donc pas estimé directement par le modèle. Néanmoins, il pourra être calculé par déduction à partir des paramètres estimés pour les VEC : il correspond à l'inverse de la somme des coefficients estimés pour les autres niveaux de l'attribut (McVittie *et al.*, 2001).

Les variables individuelles z_{hi} retenues dans le modèle, dont le libellé, la description et les modalités sont présentés dans le tableau B de l'annexe, sont les caractéristiques socio-économiques habituelles – âge, sexe, revenu et nombre d'enfants – (Carlsson *et al.*, 2003). La population enquêtée étant la population de touristes, certaines variables caractérisant leur comportement de visiteur ont également été introduites car supposées avoir une influence sur les préférences paysagères. Ainsi, le fait qu'un individu soit déjà venu jouer sur l'utilité, *a priori* de

façon positive si on admet que le touriste qui revient dans cette région y revient – entre autres raisons – parce que le cadre lui est agréable. Par ailleurs, si on s'inspire des réflexions menées sur le rapport des urbains à la campagne, il est possible que le cadre d'habitation principal (rural/urbain) ait une influence particulière sur le niveau de satisfaction des agents pour le paysage de leur lieu de vacances (Mathieu, 1998 et 2000). Les urbains étant de plus en plus demandeurs de rural, on peut s'attendre à ce qu'ils valorisent plus fortement le paysage étudié. D'autre part, le mode de paiement proposé aux touristes étant un supplément de taxe de séjour payée par nuit et par personne séjournant sur la zone d'étude, il est également nécessaire de prendre en compte la durée du séjour des individus ainsi que la taille du ménage dans le modèle. Le coût associé à une mesure de conservation du paysage sera alors d'autant plus lourd à supporter que le ménage est de taille importante et la durée du séjour longue.

Ce sont donc, dans un premier temps, des considérations d'ordre microéconomique qui ont été à la base du choix de ces caractéristiques individuelles, mais, dans un second temps, les préoccupations d'ordre empirique et économétrique qui ont permis de ne retenir que certaines des variables socioéconomiques envisagées. Seules les variables finalement significatives dans le modèle sont présentées dans les tableaux de résultats (cf. tableaux 4 et 5).

Tableau 4
Résultats des estimations du Logit multinomial « *effect coding* »

Variables (paramètres)		Logit multinomial avec « <i>effect coding</i> »
		Touristes
ASC ₁	(A ₁)	- 1,60**
ASC ₂	(A ₂)	- 3,53***
Lande ₂	(β ₂)	- 0,45***
Lande ₃	(β ₃)	+ 0,56**
Bocage ₂	(δ ₂)	- 0,34***
Bocage ₃	(δ ₃)	+ 1,50***
Bâti-agricole ₂	(η ₂)	+ 0,50***
Bâti-agricole ₃	(η ₃)	+ 1,59***
Prix	(π)	+ 5,02***
Visitepassée (ACS ₁)	(γ ₁₁)	- 0,46*
Visitepassée (ACS ₂)	(γ ₁₂)	- 0,53**
Nbreenf (ACS ₁)	(γ ₃₁)	+ 0,23**
Nbreenf (ACS ₂)	(γ ₃₂)	+ 0,27***

Lecture : significativité à 1 % (***), 5 % (**), 10 % (*).

Estimation du modèle

La régression exprimée dans l'équation (5) a été estimée et les résultats sont présentés dans le tableau 4. On a testé la robustesse de ce *Logit* multinomial en comparant la valeur des coefficients estimés pour les attributs dans ce modèle avec ceux obtenus par l'estimation d'un *Logit* conditionnel (ou sans caractéristiques individuelles) (7). Ils sont significativement identiques, ce qui permet de conclure, comme l'indique Hanley, à la fiabilité du modèle multinomial pour étudier les préférences des agents pour les niveaux d'attributs paysagers (Hanley *et al.*, 2000).

Le coefficient estimé pour l'attribut monétaire est significativement positif ce qui est contraire à la théorie standard. Cette relation croissante entre l'utilité et le prix, ainsi que les faibles montants de l'attribut monétaire proposés dans les enquêtes (du fait de l'unité de mesure de ce supplément de taxe : par jour et par personne) a fait supposer l'existence d'un seuil à partir duquel la relation s'inverserait pour devenir conforme à la théorie.

Afin de tester cette relation quadratique, le prix a été intégré dans le modèle à la puissance 2 : il s'agit du modèle 2. L'équation alors estimée est la suivante :

V_{in} = A_i + β₂l₂ + β₂l₃ + δ₂b₂ + δ₃b₃ + η₂b_{a2} + η₃b_{a3} + π₁p + π₂p² + ∑_h α_{hi}z_{hin} (6)

Tableau 5
Résultats des estimations du Logit multinomial quadratique et « effect coding »

Variables (paramètres)		Logit multinomial quadratique avec « effect coding »
		Touristes
Lande ₂	(β ₂)	+ 0,22**
Lande ₃	(β ₃)	- 0,29***
Bocage ₂	(δ ₂)	+ 0,04 /
Bocage ₃	(δ ₃)	+ 0,6***
Bâti-agricole ₂	(η ₂)	- 0,19 /
Bâti-agricole ₃	(η ₃)	+ 0,73***
Prix	(π ₁)	+ 9,66 **
Prix ²	(π ₂)	- 25**
Visitepassée (ACS ₁)	(γ ₁₁)	- 0,4 /
Visitepassée (ACS ₂)	(γ ₁₂)	- 0,56**
Nbreenf (ACS ₁)	(γ ₃₁)	+ 0,24***
Nbreenf (ACS ₂)	(γ ₃₂)	+ 0,26***

Lecture : significativité à 1 % (***), 5 % (**), 10 % (*) ou non-significativité (/).

L'estimation de ce second modèle *Logit* fournit les résultats présentés dans le tableau 5.

Il s'agit du modèle finalement retenu dont les principales statistiques sont les suivantes. Les constantes ne sont plus significatives, ce qui signifie que des facteurs extérieurs aux modèles ne semblent pas influencer l'utilité. En revanche, avoir intégré le prix sous forme quadratique a non seulement écarté les constantes mais a également fait changer le signe de plusieurs paramètres estimés. Cette relative instabilité tient notamment aux faibles valeurs prises par l'attribut monétaire. Le modèle est d'autre part moyennement bien spécifié si on s'en remet au pseudo-R². Cet indicateur est en effet de 0,18, valeur non incluse dans l'intervalle [0,2-0,4] défini par (Hensher et Johnson (1981) comme signifiant une bonne – voire une très bonne – spécification du modèle (8).

Le pouvoir explicatif du modèle est comparable à celui du précédent si on se fonde sur cet indicateur, mais il est possible de développer un test de rapport des vraisemblances (LR- test) afin de tester la pertinence de la variable « prix² » dans le modèle. La statistique de test LR calculée teste l'hypothèse suivante : H₀ : π₂ = 0.

Elle se formalise ainsi :

LR = 2(LF_u - LF_r) ~ χ²₍₁₎

où LF_u représente la fonction de vraisemblance du modèle non contraint et LF_r la fonction de vraisemblance du modèle contraint.

Cette statistique vaut 4,52 (9), ce qui permet de conclure au rejet de l'hypothèse nulle et donc à l'intérêt de garder la forme quadratique du prix dans la fonction d'utilité. Le modèle retenu pour évaluer le paysage des Monts d'Arrée est donc un *Logit* conditionnel non linéaire par rapport à l'attribut monétaire.

7. On ne présente pas ce modèle ici par souci de lisibilité. Cette remarque a pour unique objet de fournir une précision supplémentaire justifiant le choix d'un Logit multinomial pour estimer les préférences paysagères (Mathieu, 1998 ; Mathieu, 2000).

8. Pseudo-R² = 1 - [Log L(β̂) / Log L(0)].

9. Pour pouvoir pratiquer ce test il faut que « prix² » soit la seule variable sur laquelle porte l'hypothèse H₀. Le Logit multinomial sans « prix² » pour les touristes prenait en compte les constantes alors que celui sous forme quadratique les exclut. Par conséquent, le LR-test pratiqué pour les touristes a nécessité l'estimation du modèle Logit multinomial sans constante et sans « prix² » non présenté ici mais dont la fonction de vraisemblance est de - 1 097,417.

La protection du paysage comme source de satisfaction morale

La relation quadratique de l'utilité au *prix* traduit, en quelque sorte, un renversement des préférences des touristes pour l'attribut monétaire (cf. schéma). Le niveau de cet attribut, ou *prix* de réserve, à partir duquel la relation s'inverse en devenant conforme à la théorie est de 0,19 €. Empiriquement, les niveaux de *prix* proposés dans les scénarii se situent sur l'ensemble de la courbe, les expériences proposées aux individus sont donc ainsi validées. Avoir des scénarii pour lesquels la satisfaction est, toute chose égale par ailleurs, en partie retirée du niveau du *prix* traduit l'existence d'une relation particulière des individus au paysage.

Le phénomène suggéré par ce résultat est qualifié d'altruisme impur, ce qu'Andréoni (1990) formalisa dans la théorie du « *warm glow giving* ». L'individu retire de la satisfaction en contribuant au financement du bien public. C'est une sorte d'altruisme envers soi-même constaté par (Olson, 1965) : « *People are sometimes motivated by a desire to win prestige, respect, friendship, and other social and psychological objectives.* » (10). On parle alors également d'achat de satisfaction morale : les individus sont moralement satisfaits de payer pour pouvoir bénéficier du bien public. Kahneman a particulièrement travaillé sur ce thème en relation avec les problématiques environnementales (Kahneman et Ritov, 1997 ; Kahneman *et al.*, 2000). Il distingue à ce titre les attitudes des préférences, considérant le consentement à payer comme reflétant les attitudes envers l'environnement en général et non comme un indicateur des préférences économiques pour le bien évalué. Dans le cas présent, les individus semblent adopter ce genre d'attitude d'altruisme impur, dégageant des préférences pour les

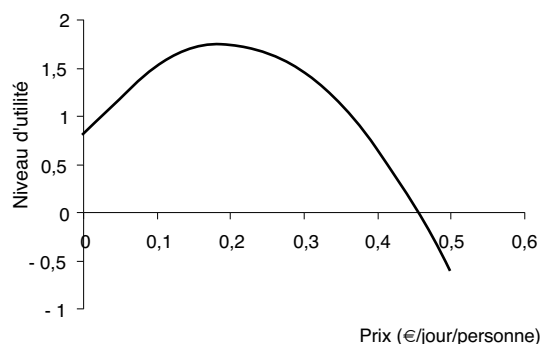
attributs paysagers, mais également une satisfaction d'ordre moral procurée par le fait de contribuer à la protection de l'environnement en général.

Dans l'enquête adressée aux touristes, un seul scénario (hormis le *statu quo*) proposait un *prix* de montant inférieur au niveau seuil : les scénarii à 0,10 €. En regardant de plus près au choix final fait par chaque touriste, on constate qu'ils sont 47 % à avoir choisi un scénario dont le supplément de taxe de séjour est de 0,10 €. Autrement dit, il y a près de la moitié de l'échantillon de touristes qui se situerait sur la partie croissante de la courbe et qui, selon cette façon d'analyser les choses, retirerait une sorte de satisfaction morale de sa contribution à l'environnement.

Le temps passé au contact du paysage influence la valeur qu'on lui accorde

L'étude des caractéristiques individuelles significatives dans ce modèle permet de dégager quelques éléments d'analyse des préférences. Seules les variables « nombre d'enfants » et « visite passée » sont significatives. Les familles nombreuses de touristes seraient donc, toute chose égale par ailleurs, plus satisfaites par les transformations paysagères envisagées. Ce résultat est contraire à ce que l'on pouvait supposer du fait du lien étroit unissant le supplément de taxe de séjour et le nombre de personnes dans le ménage. Le coût plus important qu'un accroissement de la taxe de séjour entraînerait pour les familles nombreuses ne semble pas être pris en compte par les touristes. Seul le bénéfice qu'une amélioration du paysage pourrait générer pour des gens en vacances en famille semble être considéré. D'autre part, le nombre de nuits passées sur la zone a été écarté de la régression car non significatif. La durée du séjour, bien que source d'une augmentation plus importante de la taxe de séjour, ne semble pas jouer dans l'arbitrage réalisé par les touristes. Que l'échantillon soit composé pour près de la moitié d'itinérants n'a donc pas d'implication importante comme on le pensait précédemment. Par ailleurs, la variable « visite passée » est négativement significative. Cette variable prenant la valeur 1 lorsque le touriste vient pour la première fois sur la zone, cela signifie que les touristes ayant une expérience de la zone valorisent plus le

Schéma
Courbe utilité/prix



10. « Les gens agissent souvent motivés par la volonté de retirer du prestige, du respect, des contacts et tout autre objectif social ou psychologique. » (traduction de l'auteur de l'article).

paysage que les autres, toute chose égale par ailleurs. Ce résultat va dans le sens de l'hypothèse retenue selon laquelle le temps passé au contact du paysage influence la valeur qu'on lui accorde. Dans ce cas, ce n'est pas la durée du séjour qui expliquerait une différence de valeur pour le paysage, mais plutôt l'existence d'une expérience passée du paysage, d'une connaissance passée du site, autrement dit du temps déjà passé sur le lieu. Comme si une sorte d'expérience du paysage se créait avec le temps et justifiait une valorisation plus forte du paysage de la part des individus.

L'expression des préférences paysagères multi-attributs

Les paramètres estimés pour chaque niveau des attributs paysagers de la zone traduisent les préférences des individus (touriste « moyen ») pour les transformations de ces attributs. La tendance générale des préférences paysagères consiste en une préférence pour un espace agricole bocager intégrant les bâtiments agricoles et pour un espace de lande non rase ou du moins faiblement arborée. De façon plus détaillée, un coefficient positif associé à lande₂ et négatif pour lande₃ traduit une appréciation positive de la lande faiblement arborée et *a contrario* un désagrément généré par une lande rase. De façon similaire, le bocage est préféré dense, le coefficient de bocage₃ étant significativement positif et largement supérieur à celui du bocage₂. Enfin, pour le niveau d'intégration des bâtiments agricoles, l'intégration parfaite est fortement appréciée alors que l'intégration partielle est négativement valorisée. Bien que non estimés directement, on peut déduire de ces estimations les coefficients associés aux états de base des attributs comme indiqué précédemment. Ainsi, le tableau 6 présente la valeur obtenue pour chacun de ces trois niveaux de référence.

La préférence des touristes pour une lande non rase va même jusqu'à dégager un coefficient positif pour la lande arborée. En revanche, ce paramètre n'est pas significativement différent de zéro, ce qui amène à conclure que c'est principalement l'état semi-arboré qui est préféré. Concernant le bocage, l'état de base (pas de bocage) est valorisé négativement et de façon significative, ce qui accentue la conclusion : l'espace agricole est souhaité fortement bocager. Enfin, de la même manière, pour le bâti, la non-intégration est négativement perçue et de façon significative. Ainsi, l'espace agricole doit intégrer les bâtiments agricoles dans son paysage de manière à les dissimuler.

Ces résultats sont une source d'information non négligeable pour les gestionnaires du paysage. Cependant, il est utile d'avoir un indicateur monétaire des bénéfices en termes de bien-être générés par toute transformation multi-attributs du paysage afin qu'ils puissent être comparés aux coûts associés à une telle transformation dans l'optique d'une aide à la décision publique.

Pour une aide à la décision publique

Si les préférences paysagères multi-attributs s'expriment à travers les paramètres estimés, deux outils peuvent être mis à la disposition des décideurs en tant que support à la prise de décision. Les prix implicites, tout d'abord, permettent de dégager les importances relatives que les individus accordent au paysage. Ce ne sont pas cependant des mesures de bien-être. Pour disposer de ces dernières, le meilleur outil reste le *surplus compensateur*, autrement dit la variation de bien-être que retire un consommateur de l'amélioration proposée de la qualité paysagère.

Le calcul des prix implicites se fait à partir des coefficients estimés des attributs paysagers et monétaires. De tels prix, également qualifiés de consentements marginaux à payer, sont des taux

Tableau 6
Calcul des paramètres des niveaux de base des trois attributs paysagers

Variable	Calcul pratiqué	Valeur obtenue (1)
Lande ₁	$\beta_1 = - (\beta_2 + \beta_3)$	+ 0,07 (t = + 0,85)
Bocage ₁	$\delta_1 = - (\delta_2 + \delta_3)$	- 0,64 (t = - 7,5)
Bâti ₁	$\eta_1 = - (\eta_2 + \eta_3)$	- 0,54 (t = - 2,2)
1. Le calcul de ces t-student nécessite le calcul des écarts-types des coefficients, qui se fait de la façon suivante (pour Lande ₁ par exemple) : $Var(\beta_1) = Var(-\beta_2 - \beta_3) = (-1)^2 Var(\beta_2) + (-1)^2 Var(\beta_3) + 2(-1)(-1)Cov(\beta_2, \beta_3)$ D'où : $s.e(\beta_1) = \sqrt{Var(\beta_2) + Var(\beta_3) + 2Cov(\beta_2, \beta_3)}$		

marginaux de substitution entre un niveau d'attribut et une quantité d'argent. Dans le cas de la fonction d'utilité non linéaire estimée, le prix implicite du niveau i de l'attribut j (x_{ji}) est calculé de la façon suivante :

$$PI_{ji} = - \frac{\partial V / \partial x_{ji}}{\partial V / \partial p} = - \frac{\tau_{ji}}{(\pi_1 + 2\pi_2 \bar{p})} \quad (7)$$

Le montant du *prix* en niveau intervenant dans ce calcul a été fixé au niveau moyen (\bar{p}) des *prix* proposés dans les scénarii de l'enquête (soit 0,20 €) comme proposent de le faire Hanley *et al.* (1998a) (11). Le numérateur correspond au paramètre estimé pour le niveau i de l'attribut j (soit les β_i , les δ_i , ou les η_i). L'attribut monétaire étant exprimé en euros par personne et par nuit, les prix implicites ont également cette unité de mesure. Pour faciliter la compréhension de tels indicateurs, ces prix ont été exprimés en euros par an et par ménage (cf. tableau 7). L'ajustement utilise la taille moyenne des ménages enquêtés (3,5 personnes) ainsi que la durée moyenne de séjour des touristes parmi ceux séjournant au moins une nuit, soit 7,5 nuits.

Comme le signalait le signe négatif du paramètre de la lande, les préférences des touristes s'orientent vers une lande non rase, ce qui s'exprime ici par un consentement marginal à *recevoir* pour avoir une lande rase de 22,3 € par an et par ménage-visiteur. Les touristes acceptent de payer pour les deux autres attributs paysagers que sont respectivement le bocage et le bâti, ce dernier étant l'objet du consentement à payer le plus élevé : 56,4 € par an pour une intégration totale du bâti et 46,2 € par an pour un espace agricole très bocager.

Tableau 7
Prix implicites (PI) des attributs paysagers des Monts d'Arrée

Niveau d'attribut	$\partial V / \partial x_{ji}$	PI (€/ménage/an)
Lande ₁	+ 0,07	+ 5,5
Lande ₂	+ 0,22	+ 17,1
Lande ₃	- 0,29	- 22,3
Bocage ₁	- 0,64	- 49,4
Bocage ₂	+ 0,04	+ 3,2
Bocage ₃	+ 0,60	+ 46,2
Bâti ₁	- 0,54	- 41,7
Bâti ₂	- 0,19	- 14,7
Bâti ₃	+ 0,73	+ 56,4

Si l'objectif des décideurs est de rechercher une amélioration du bien-être général, le surplus du consommateur doit être maximal. On l'approche par la notion de surplus compensateur puisqu'on étudie le consentement à payer pour une amélioration du paysage. Dans le cas de la mise en œuvre d'une nouvelle mesure paysagère notée N , il se calcule de la façon suivante :

$$CS_N = \frac{-1}{\partial V / \partial p} (V_N - V_C) \quad (8)$$

où V_C et V_N représentent respectivement l'utilité de la situation courante et celle de la nouvelle situation, le dénominateur correspondant à l'utilité marginale de l'attribut monétaire valant - 0,34.

Les niveaux d'utilité des situations courante et nouvelle se calculent selon l'équation (6) en remplaçant les différents paramètres par leur valeur estimée, les variables selon le niveau qu'elles prennent dans la mesure paysagère envisagée, et les caractéristiques individuelles par leur niveau moyen (12) (Bennett *et al.*, 2001, p. 101). La situation courante (ou de référence) est la situation du *statu quo* caractérisée par les niveaux de base pour chacun des trois attributs : lande₁, bocage₁ et bâti₁. L'utilité qui lui est associée peut être calculée : $V_C = - 1,1$. Une situation initiale de paysage de lande arborée avec un espace agricole non bocager et sans intégration des bâtis génère donc une perte de bien-être.

Plusieurs programmes paysagers peuvent être envisagés. On en étudie plus particulièrement cinq, qui correspondent à cinq des scénarii proposés aux touristes lors des enquêtes : un programme mono-attribut (P_1), deux programmes bi-attributs (P_2 et P_3) et deux autres mesures multi-attributs (P_4 et P_5).

→ P_1 : mesure de protection de la lande : (lande₃) qui est le scénario 2.1 de l'étude.

→ P_2 : scénario 3.2 fortement choisi par les enquêtés : (bocage₃, bâti₃).

11. Cette manière de procéder a le mérite de fournir un seul prix implicite par niveau d'attribut considéré. Cependant, puisque cette technique considère une valeur arbitraire (en l'occurrence la valeur moyenne) pour le prix en niveau, les indicateurs obtenus restent très sensibles au choix de cette valeur. Une autre manière de procéder pourrait être de considérer des intervalles de prix, ce qui fournirait des résultats en termes d'intervalles de prix implicites (ce qui apparaît moins évocateur d'un point de vue strictement didactique).

12. Les deux caractéristiques retenues dans le modèle sont « visite passée » (*vp*) et « nombre d'enfants » (*enf*) dont les valeurs moyennes sont respectivement de 0,59 et 1,5.

→ **P₃** : scénario 5.1 également beaucoup sélectionné en final : (*bocage₂*, *bâti₃*).

→ **P₄** : scénario 2.2 qui correspond à la situation (*lande₂*, *bocage₂*, *bâti₃*).

→ **P₅** : scénario 5.2, contre-pied du précédent, qui est (*lande₃*, *bocage₃*, *bâti₂*).

Les valeurs prises par chaque variable paysagère et monétaire selon les programmes paysagers envisagés sont récapitulées dans le tableau 8. Les variations de surplus figurent dans le tableau 9. Il s’agit de variations de bien-être individuelles (par touriste *moyen*).

Le programme **P₁** est le seul à dégager une utilité indirecte négative. Cela n’a rien de surprenant puisqu’il consiste à entretenir la lande pour la maintenir rase, et à ne pratiquer aucune action de protection sur les deux attributs agricoles. Or, les touristes préfèrent la lande un peu arborée et l’espace agricole bocager avec des bâtiments agricoles intégrés. L’adoption d’une telle mesure génèrerait malgré tout une amélioration de bien-être par rapport à la situation initiale du *statu quo*. Parmi les autres mesures envisageables, celle qui dégagerait le bénéfice individuel le plus élevé est le programme **P₂**, qui vise une intégration parfaite des bâtiments agricoles ainsi qu’un bocage dense, avec un espace de

lande arborée : le bénéfice (par ménage-touriste et par an) est de 9,66 €. Ce chiffre peut être mis en parallèle avec ceux obtenus dans d’autres études, même si elles n’emploient pas la même approche multi-attributs ni la même méthode d’évaluation. Par exemple, Bonnieux et Le Goffe (1996) trouvent, par une évaluation contingente, un consentement à payer moyen pour une restauration du bocage variant entre 30 € et 35 €. L’écart peut chercher à être expliqué en partie par le fait que le bocage n’est pas le seul objet du programme étudié **P₂**, et que, d’autre part, l’enquête s’adresse à une population de touristes pour lesquels les consentements à payer peuvent être moins élevés. Colson et Stenger-Letheux (1996) obtiennent des consentements à payer de restauration du bocage plus proches de ceux obtenus ici : entre 15 € et 10 € pour la Loire-Atlantique.

Ces bénéfices sont des indicateurs monétaires utiles au décideur. Ce dernier peut, en supposant un certain nombre de touristes concernés par les programmes paysagers envisagés, estimer le bénéfice global que génèrerait pour les touristes la transformation paysagère correspondante. Par manque de données fiables sur le nombre de visiteurs du site des Monts d’Arrée, on ne peut que faire des simulations. Ainsi, si on considère que 50 000 touristes sont susceptibles de payer

Tableau 8
Codage des programmes étudiés

Variables	P ₁	P ₂	P ₃	P ₄	P ₅
<i>l₂</i>	0	- 1	- 1	1	0
<i>l₃</i>	1	- 1	- 1	0	1
<i>b₂</i>	- 1	0	1	1	0
<i>b₃</i>	- 1	1	0	0	1
<i>b_{a2}</i>	- 1	0	0	0	1
<i>b_{a3}</i>	- 1	1	1	1	0
<i>p</i>	0,10	0,10	0,20	0,30	0,10
<i>p²</i>	0,01	0,01	0,04	0,09	0,01

Tableau 9
Variation (individuelle) de bien-être par programme paysager

	<i>Statu quo</i>	P ₁ (2.1)	P ₂ (3.2)	P ₃ (5.1)	P ₄ (2.2)	P ₅ (5.2)
Utilité indirecte des touristes (1)	- 1,1	- 0,69	2,18	1,83	1,70	0,90
Variation du surplus des touristes (1)	x	+ 1,22	+ 9,66	+ 8,65	+ 8,26	+ 5,90
1. Rappelons au sujet des caractéristiques individuelles que leurs paramètres estimés sont associés à l’alternative 1 ou 2, ce qui signifie que deux calculs d’utilité sont nécessaires, et donc deux calculs de variation de surplus, pour chaque programme étudié. On ne présente que ceux qui ont abouti aux résultats les plus faibles en valeur absolue afin d’avoir une indication « au plus bas » des bénéfices attendus par les programmes.						

le supplément de taxe de séjour, le bénéfice collectif attendu du programme P_2 s'élève à 483 000 € par an.

Si les touristes préfèrent une lande non rase, qu'est-ce qui justifie les actions aujourd'hui prises par le Parc régional sur le site des Monts d'Arrée vis-à-vis de la lande ? En effet, face à un tel conflit « d'usage » entre usagers et gestionnaires, la question posée revient à s'interroger sur les fondements de la mise en œuvre des politiques d'aménagement. En admettant que les actions paysagères soient prises sur la base d'une analyse coûts-bénéfices, l'intégration des coûts paysagers supplémentaires (en termes de perte de bien-être) générés par un entretien de la lande serait-elle en mesure de renverser la situation en faveur d'un non-entretien des landes ? Ou, au contraire, les bénéfices globaux attendus de telles mesures de conservation sont-ils suffisamment importants pour continuer d'adopter un tel programme de gestion de la lande malgré le « surcoût » en termes de bien-être que cela génère pour les touristes ? On peut opter pour cette seconde vision des choses en supposant qu'il existe de nombreux autres bénéfices générés par un entretien de la lande. On peut citer, comme produit de cet entretien, le fourrage qui peut être utilisé pour alimenter le bétail. De plus, il n'en est peut-être pas de même pour les habitants, usagers « quotidiens » du paysage des Monts d'Arrée, ce qui, d'un point de vue agrégé, générerait un bénéfice net de l'entretien de la lande et expliquerait les actions des gestionnaires. Face à tous ces bénéfices, les coûts de mise en œuvre de la mesure d'entretien de la lande, même obérés de la perte de bien-être des touristes lors d'une telle mesure, peuvent alors rester largement inférieurs aux bénéfices et la politique être économiquement pertinente.

*
* *

L'évaluation économique du paysage apparaît aujourd'hui comme une nécessité face à son implication dans de nombreux projets publics. En s'intéressant de plus près au paysage rural, on constate que ce dernier a subi d'importantes transformations depuis les dernières décennies principalement à la suite des changements inter-

venus dans l'agriculture. C'est le cas du paysage rural des Monts d'Arrée. Dans un contexte de multifonctionnalité de l'agriculture, cette dernière est amenée à jouer un nouveau rôle : celui de gardien du paysage. Les politiques publiques intègrent ainsi désormais le paysage dans leur cadre de réflexion, et la prise en compte des coûts et des bénéfices induits par ces programmes devient une nécessité.

Procéder à une telle évaluation suppose d'analyser la caractéristique multi-attributs du paysage. La méthode retenue ici est la méthode des choix multi-attributs, relativement récente au sein de l'économie de l'environnement pour traiter de la valeur économique de biens non marchands. Parmi les résultats obtenus, le comportement d'altruisme impur chez les touristes enquêtés sur la zone mériterait d'être approfondi en cherchant à faire apparaître distinctement la part de « satisfaction morale » des prix implicites, à la façon de Nunes (Nunes, 2002 ; Nunes et Schokkaert, 2003).

Cependant, le modèle *Logit* conditionnel estimé présente certaines limites techniques (telles que les hypothèses fortes posées pour le terme stochastique) que la mise en œuvre d'un *Mixed Logit* permettrait de dépasser en s'attachant plus spécifiquement au caractère hétérogène des préférences paysagères (Train, 2002).

L'utilisation de cette méthode pour évaluer les attributs paysagers a pour principal avantage et intérêt de pouvoir fournir des indicateurs monétaires au niveau de l'attribut et pas uniquement au niveau global, et plus finement encore pour chaque niveau possible de l'attribut. C'est dans cette optique opérationnelle que cette méthode est intéressante pour traiter du paysage, puisque les politiques publiques ont rarement des effets sur le paysage dans sa globalité mais plutôt au niveau de certains de ses attributs.

Des indicateurs d'aide à la décision publique ont pu être calculés, et même s'ils n'autorisent pas à se prononcer sur la mesure paysagère à adopter sur ce site breton, ils ont permis de formuler quelques premiers avis, conditionnés bien évidemment aux caractéristiques et préférences de l'échantillon de la population étudiée. □

BIBLIOGRAPHIE

- Adamowicz W., Louviere J. et Swait J. (1998)**, « Introduction to Attribute-Based Stated Choice Methods », rapport, NOAA Resource valuation Brach, Damage Assessment Center.
- Adamowicz W., Louviere J. et Williams M. (1994)**, « Combining Revealed and Stated Preference Methods for Valuing Environmental Amenities », *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 26, n° 3, pp. 271-292.
- Andreoni J. (1990)**, « Impure Altruism and Donations to Public Goods: A Theory of Warm Glow Giving », *The Economic Journal*, vol. 100, n° 401, pp. 464-478.
- Bennett J.W., Rolfe J. et Morrison M. (2001)**, « Remnant Vegetation and Wetlands Protection: Non-Market Valuation », in Jeff Bennett et Russel Blamey (eds), *The Choice Modelling Approach to Environmental Valuation*, Edward Edgar Publishing, Inc.
- Berque A. (1995)**, *Les raisons du paysage*, Éditions Hazan.
- Bonnieux F. et Le Goffe P. (1996)**, « Valeur sociale des paysages : le cas du bocage », Rapport, Unité d'économie et de sociologie rurales, Inra, Rennes.
- Bouvard M. (2001)**, « Rapport d'information sur la taxe de séjour », Rapport d'information, n° 3226, Assemblée nationale, Commission des finances, de l'économie générale et du Plan.
- Carlsson F., Frykblom P. et Liljenstolpe C. (2003)**, « Valuing Wetland Attributes: An Application of Choice Experiments », *Ecological Economics*, vol. 47, n° 1, pp. 95-103.
- Colson F. et Stenger-Letheux A. (1996)**, « Évaluation contingente et paysages agricoles. Application au bocage de Loire-Atlantique », *Cahiers d'Économie et de Sociologie Rurales*, n° 39-40, pp. 151-177.
- Facchini F. (1993)**, « Paysage et économie : la mise en évidence d'une solution de marché », *Économie rurale*, n° 218, pp. 12-18.
- Gourmelen L. (2002)**, « Construction et évolution des bocages des Monts d'Arrée », *Cahiers scientifiques-Parc naturel régional d'Armorique*, n° 3.
- Graves P.E. (1991)**, « Aesthetics », in Braden J.B. et Kolstad C.D. (eds), *Measuring the Demand for Environmental Quality*, Elsevier.
- Greene W.H. (2003)**, *Econometric Analysis*, Fifth edition, Prentice-Hall International, Inc.
- Hanley N., MacMillan D., Wright R.E., Bullock C., Simpson I., D. Parsisson et Crabtree B. (1998a)**, « Contingent Valuation *versus* Choice Experiments: Estimating the Benefits of Environmentally Sensitive Areas in Scotland », *Journal of Agricultural Economics*, vol. 49, n° 1, pp. 1-15.
- Hanley N., Wright R.E. et Adamowicz W. (1998b)**, « Using Choice Experiments to Value the Environment », *Environmental and Resource Economics*, vol. 11, n° 3-4, pp. 413-428.
- Hanley N., Mourato S. et Wright R.E. (2001)**, « Choice Modelling Approaches: A Superior Alternative for Environmental Valuation? », *Journal of Economic Surveys*, vol. 15, n° 3, pp. 435-462.
- Hanley N., Wright R.E. et Koop G. (2000)**, « Modelling Recreation Demand Using Choice Experiments: Climbing in Scotland », *Discussion paper*, 2000-11, University of Glasgow, Economics Department.
- Hensher D.A. et Johnson L.W. (1981)**, *Applied Discrete Choice Modelling*, Wiley, New York.
- Hoehn J. (1991)**, « Valuing the Multidimensional Impacts of Environmental Policy: Theory and Methods », *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 73, pp. 289-299.
- Huber J. et Zwerina K. (1996)**, « The Importance of Utility Balance in Efficient Choice Designs », *Journal of Marketing Research*, vol. 33, août, pp. 307-317.
- Kahneman D. et Ritov I. (1997)**, « How People Value the Environment: Attitudes *versus* Economic Values », in Bazerman M., Messick D., Tembrunsel et Wade-Benzoni (eds), *Psychological Approaches to Environmental and Ethical Issues in Management*, New Lexington Press.
- Kahneman D., Ritov I. et Schkade D. (2000)**, « Economic Preferences or Attitude Expressions? An Analysis of Dollar Responses to Public Issues », in *Choices, Values and Frames*, Cambridge University Press and the Russel Sage foundation, New York.

- Kuhfeld W.F. (2000)**, Multinomial Logit, Discrete Choice Modelling – An Introduction to Designing Choice Experiments and Collecting, Processing and Analysing Choice Data with the SAS system, SAS Institute Inc. (www.sas.com).
- Lancaster K.J. (1971)**, *Consumer Demand: A New Approach*, Columbia University Press.
- Le Floch S. (2000)**, « Multifor Program: Final Report on the Qualitative Survey. French Case-Study, Area 1, Monts d'Arrée (Brittany Region) », Rapport de programme européen Multifor, Cemagref, Bordeaux.
- Louviere J. (1988a)**, « Analyzing Individual Decision Making: Metric Conjoint Analysis », in Sage University Papers Series, n° 67, Newbury Park: Sage Publications.
- Louviere J. (1988b)**, « Conjoint Analysis Modeling of Stated Preferences: A Review of Theory, Methods, Recent Developments and External Validity », *Journal of Transport Economics and Policy*, vol. 22, n° 1, pp. 93-119.
- Louviere J. (1992)**, « Experimental Choice Analysis: Introduction and Overview », *Journal of Business Research*, vol. 24, n° 2, pp. 89-96.
- Louviere J. et Woodworth G. (1983)**, « Design and Analysis of Simulated Consumer Choice or Allocation Experiments: An Approach Based on Aggregate Data », *Journal of Marketing Research*, vol. 20, pp. 350-367.
- Luchini S. (2002)**, « De la singularité de la méthode d'évaluation contingente », *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 141-152.
- Manski C. (1977)**, « The Structure of Random Utility Models », *Theory and Decision*, vol. 8, pp. 229-254.
- Mathieu N. (1998)**, « La notion de rural et les rapports ville/campagne en France : les années quatre-vingt-dix », *Économie rurale*, n° 247, pp. 11-20.
- Mathieu N. (2000)**, « Des représentations et pratiques de la nature aux cultures de la nature chez les citoyens : question générale et étude de cas », *Bulletin de l'Association géographique française*, n° 2, pp. 162-174.
- McFadden D. (1974)**, « Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behaviour », in P. Zarembka (eds), *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, New York.
- McFadden D. (2000)**, « Disaggregate Behavioral Travel Demand's RUM Side. A 30-Year Retrospective », Working Paper, Department of Economics, University of California, Berkeley.
- McVittie A., Hanley N. et Oglethorpe D. (2001)**, Choice Experiments, Benefits Transfert and the Design of Agri-Environmental Policy, Agricultural Economics Society One Day Conference: « Choice Experiments: A New Approach to Environmental Valuation », Londres, 9 avril 2001.
- Nunes P.A.L.D. (2002)**, « Using Factor Analysis to Identify Consumer Preferences for the Protection of a Natural Area in Portugal », *European Journal of Operational Research*, vol. 140, n° 2, pp. 499-516.
- Nunes P.A.L.D. et Schokkaert E. (2003)**, « Identifying the Warm Glow Effect in Contingent Valuation », *Journal of Economics and Management*, vol. 45, n° 2, pp. 231-245.
- Olson M. (1965)**, *The Logic of Collective Action*, Harvard University Press.
- Parcs Naturels Régionaux de France (2000)**, « Paysages de bocage », Rapport, Gestion des espaces naturels, agricoles et forestiers, collection Expérimenter pour agir.
- Santos J.M.L. (1998)**, *The Economic Valuation of Landscape Change*, Edward Elgar – New horizons in environmental economics.
- Thurstone L. (1927)**, « A Law of Comparative Judgement », *Psychological Review*, vol. 34, pp. 273-286.
- Train K. (2002)**, *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press.
- Zwerina K., Huber J. et Kuhfeld W.F. (1996)**, A General Method for Constructing Efficient Choice Designs. SAS Institute Inc, <http://ftp.sas.com/techsup/download/technote/ts621.pdf>.

A - STATISTIQUES DESCRIPTIVES DE L'ÉCHANTILLON DE TOURISTES

Descriptif de l'échantillon des touristes (N = 262)	
Sexe	54 % hommes
Âge	Âge moyen : 43 ans 25 % entre 18 et 33 ans 50 % entre 33 et 53 ans 25 % entre 53 et 73 ans
Situation familiale	78 % vie maritale 17 % célibataires
<i>Enfants</i>	34 % sans enfants 43 % 1 ou 2 enfants 23 % 3 enfants ou plus
	62 % en milieu urbain
Situation professionnelle	74 % en activité (14 % retraités)
<i>Répartition selon CSP parmi les actifs</i>	44 % cadres-enseignants 37 % employés 7 % profession libérale 7 % ouvriers 3,5 % artisans-commerçants 1,5 % agriculteurs
<i>Répartition selon revenu du ménage</i>	[< 1 500 i] : 21 % [1 500 i - 3 000 i] : 44 % [3 000 i - 4 000 i] : 22,5 % [> 4 000 i] : 12,5 %
Comportement de touriste	
<i>Durée du séjour</i>	48,8 % itinérants 51,2 % séjournant au moins une nuit
<i>Ancienneté</i>	41 % déjà venus : 46,7 % entre 2 et 5 fois 42 % plus de 5 fois
<i>Coût de l'hébergement (pour les non-itinérants):</i>	84 % paient leur hébergement
<i>Activité récréative principale</i>	45,8 % promenade 30 % randonnée 15 % visites (enclos paroissiaux, etc.)
Attitude environnementale	
<i>Action prioritaire à mener sur la zone</i>	63 % : préservation des paysages 13 % : protection des oiseaux 12 % : programmes d'animation sur l'environnement 7 % : intégration des bâtiments agricoles 5 % : aménager les centre-bourgs

B - DESCRIPTION DES VARIABLES SOCIO-ÉCONOMIQUES DU MODÈLE

Libellé de la variable socio-économique	Signification de la variable	Modalités
Nuitees	Nombre de nuits passées sur la zone	0 : aucune 1 : une nuit 2 : moins d'une semaine 3 : entre une et deux semaines 4 : plus de deux semaines
Sexe	Sexe de l'individu	0 : homme 1 : femme
Age	Âge de l'individu	en années
Nbreenf	Nombre d'enfants dans le ménage	0, 1, 2, 3 ou 4 (pour 4 enfants ou plus)
Revenu	Tranche de revenu mensuel du ménage en euros	0 : < 1 000 i 1 : [1 000 i - 1 500 i] 2 : [1 500 i - 3 000 i] 3 : [3 000 i - 4 000 i] 4 : > 4 000 i
Cadrehab	Cadre de l'habitation principale de l'individu	0 : rural 1 : urbain
Visitepa	Variable indiquant si c'est la première visite sur la zone	0 : individu déjà venu 1 : c'est la première visite

UNE MÉTHODE INNOVANTE À DÉVELOPPER, DES RÉSULTATS ENCORE FRAGILES

Jean Cavailhès, INRA-CESAER (Dijon)

De nos jours, l'environnement et les biens qui le constituent sont un objet d'intérêt, et souvent de préoccupation, majeur pour nos concitoyens. Il faut souvent le protéger, le sauvegarder ou le restaurer en fonction de dégradations qu'il subit, ce qui a un coût. Les pouvoirs publics affectent donc des ressources à ces actions environnementales pour atteindre un objectif, par exemple celui de satisfaire au mieux les citoyens. Il s'agit de maximiser le bien-être des consommateurs sous une contrainte d'équilibre des finances publiques. Le budget alloué à un Parc régional naturel (PRN) par les pouvoirs publics et son affectation à telle ou telle action par les gestionnaires du parc relève de cette logique, puisqu'il s'agit d'un bien environnemental. La difficulté à laquelle sont confrontés ces décideurs n'est pas tant du côté des dépenses et des coûts, que l'on peut généralement calculer, mais du côté des bénéfices : leur évaluation est difficile eu égard à la nature « non marchande » du bien. En effet, si les visiteurs tirent bénéfice des promenades qu'ils font dans le parc – le fait qu'ils y aillent suffit à le montrer –, ils ne payent pas pour cela : il n'y a pas de marché sur lequel s'établirait un prix par confrontation d'une offre et d'une demande.

La nécessité d'évaluer les biens environnementaux

Pourtant, cette évaluation est nécessaire puisqu'à l'évidence une demande de paysages s'exprime à travers les comportements touristiques ou résidentiels. C'est pourquoi les recherches en ce domaine se développent et que les méthodes évoluent et se diversifient. Il faut esquisser le tableau d'ensemble en ce domaine pour montrer les apports de l'article de Jeannne Dachary-Bernard. Je le ferai ici sans rentrer ni dans les aspects formels de la microéconomie ni dans les aspects techniques de l'économétrie, sur lesquels Luchini (2002) fait le point.

Aux États-Unis, l'évaluation *ex ante* de l'impact des politiques publiques, comme celles en matière d'environnement ou d'emploi, sont obligatoires de par la loi. Ainsi, dès les années 1960, le *Planning Programming Budgeting*

System est un outil de contrôle et d'optimisation des dépenses publiques et l'*executive order* 12291 pris par le président Reagan, dès son entrée en fonction en 1981, oblige le gouvernement à effectuer une étude sur les conséquences économiques de toute réglementation majeure. Aujourd'hui, des méthodes comme celle des prix hédonistes (MPH) ou de l'évaluation contingente (MEC), sont utilisées régulièrement par des bureaux d'études pour le compte de l'Administration pour chiffrer *ex ante* les coûts et les bénéfices des politiques envisagées. Les résultats de ces études sont un élément versé au dossier des départements ministériels, des parlementaires ou des élus qui ont à prendre les décisions. C'est dire le retard de la France en ce domaine, qui appelle à l'évidence un développement des travaux de recherche et des études économiques. Les articles tel que celui de Jeanne Dachary-Bernard contribuent à rattraper ce retard, particulièrement lorsqu'ils sont publiés dans des revues comme *Économie et Statistique* qui dépassent le public étroit des supports académiques.

Deux méthodes pour cerner la valeur d'usage d'un bien environnemental

Ces méthodes d'évaluation visent à obtenir le prix, ou le consentement à payer du consommateur, soit directement par l'observation de son comportement, soit indirectement en imaginant, en quelque sorte, un marché hypothétique. Les principales méthodes qui reposent sur le comportement observé sont celle des *prix hédonistes* et celle des *coûts de transport*. La première cherche à extraire le prix d'un bien environnemental du prix global d'un bien immobilier, par nature composé d'un grand nombre d'attributs parmi lesquels le bien environnemental qui intéresse le chercheur. La seconde part de l'idée que le coût de transport consenti pour se rendre sur un site touristique fournit un indicateur monétaire de la valeur que le visiteur donne à ce bien. Dans un cas, c'est donc la valeur résidentielle du bien qui est estimée – à travers sa capitalisation dans le prix immobilier – dans l'autre, sa valeur récréative – à travers le coût de déplacement. Dans les deux cas, il s'agit d'une valeur

d'usage puisque le comportement, soit l'achat d'une maison dans un cadre environnemental apprécié soit la visite touristique d'un site remarquable, n'intègre pas des valeurs d'existence, telle que la valeur d'usage que pourra avoir ce bien pour les générations futures.

Aux méthodes mobilisées correspondent donc des définitions différentes du bien dont il s'agit d'estimer la valeur. Jeanne Dachary-Bernard donne une illustration du triptyque bien-valeur-méthode en montrant que le bien « altruisme » a une valeur que la méthode des choix multi-attributs permet d'estimer. En effet, l'économie expérimentale a prouvé qu'une action altruiste procurait une satisfaction à celui qui la faisait et que l'*homo œconomicus* était prêt à prélever sur ses ressources pour obtenir le plaisir de faire cette bonne action. C'est le prix de l'altruisme.

La difficulté de mesurer un consentement à payer

Par opposition aux préférences révélées, les méthodes des préférences déclarées sont parfois appelées hypothétiques en référence au marché hypothétique du bien environnemental qu'elles élaborent. Jeanne Dachary-Bernard présente l'une d'entre elles dans son article. De façon générale, il s'agit de réaliser une enquête au cours de laquelle on présente un ou plusieurs scénarii, qui sont imaginés et décrits avec le plus grand réalisme possible, et dont l'aboutissement est de demander aux personnes enquêtées combien elles sont prêtes à payer pour la réalisation de l'un d'entre eux. La méthode d'évaluation contingente (MEC) est la plus répandue. Luchini (2002) et Amigues *et al.* (1996) en font des présentations suffisamment détaillées pour que je puisse la résumer ici en quelques mots. Une enquête, généralement auprès de quelques centaines de personnes concernées par un problème environnemental (visiteurs, habitants proches) ou sensibilisées à celui-ci (changement climatique, biodiversité), présente un ou plusieurs scénarii avec un luxe de précisions – en racontant l'histoire, en montrant des photos, en chiffrant les coûts, etc. – telles que la personne enquêtée imagine le mieux possible ce qui lui est proposé. C'est là la première difficulté, source d'un coût élevé de l'enquête (face-à-face, durée).

Le second problème, majeur, est d'amener à déclarer un consentement à payer : outre la difficulté générale qu'il y a à parler d'argent dans ce type d'enquête, il ne faut pas surprendre la personne en lui parlant du prix d'un bien non marchand – donc sans prix – ni la heurter si elle pense qu'elle a le droit d'en disposer gratuitement. Le risque existe de refus de répondre, de réponses nulles par protestation, de dissimulation par calcul, de sous-estimation – « *C'est aux autres de payer* » – ou de sur-déclaration – pour ne pas faire de peine à l'enquêteur –, etc. Une large littérature existe sur ce point précis. Jeanne Dachary-Bernard utilise une méthode de déclaration des préférences qui résout, avec élégance, ce problème : l'attribut monétaire est introduit comme une des variables qui décrit le scénario, parmi d'autres, sans qu'il ne soit mis en exergue ou n'apparaisse comme incongru. La méthode des choix multi-attributs qu'elle emploie présente plusieurs avantages, soulignés par l'auteur, et innove en renouvelant la méthode d'évaluation contingente. En ce sens, cet article, le premier à ma connaissance à appliquer cette méthode sur un cas français, est important. Il faut souhaiter qu'il suscite d'autres travaux de la même veine.

Préférences déclarées ou préférences révélées ?

S'il existait dans la boîte à outils des économistes une méthode passe-partout, intrinsèquement supérieure à toutes les autres, elle aurait supplanté ses concurrentes. Tel n'est pas le cas parce que chaque méthode présente des avantages et des inconvénients, l'une est peut-être plus adaptée que les autres à un problème précis, mais inadéquate pour un autre problème. En essayant de résumer les choses, j'aborderai trois points.

Ces méthodes diffèrent, tout d'abord, par ce qu'elles mesurent. La MPH ne s'applique qu'à des valeurs d'usage alors que la MEC permet d'estimer la valeur globale d'un bien non marchand, y compris des valeurs d'existence. Ces dernières sont, cependant, les plus difficiles à estimer comme l'a montré aux États-Unis le panel d'experts réuni par la *National Oceanographic and Atmospheric Administration* en 1993. Ensuite, la MPH permet d'estimer le prix de chaque attribut identifié alors que la MEC donne le prix global d'un scénario, sans que l'on

ne connaisse la contribution de chacun des éléments à ce prix. C'est un des avantages de la méthode multi-attributs utilisée par Jeanne Dachary-Bernard, qu'elle souligne avec raison, que de permettre une approche analytique avec une méthode de préférences déclarées qui donne le prix de chaque attribut, y compris ceux d'entre eux qui sont immatériels – comme l'altruisme – ou qui n'ont pas de valeur d'usage.

Deuxièmement, les difficultés méthodologiques ne sont pas les mêmes pour chacune des méthodes. Dans celles où les préférences sont déclarées, on est proche d'une démarche expérimentale à la Claude Bernard, en ce sens qu'on contrôle assez bien le dispositif : il est constitué par le scénario présenté lors de l'enquête, sans risque de perturbation par d'autres facteurs ou variables, puisque tout est dans le cadre de ce monde imaginaire du scénario. Avec des préférences révélées, comme la MPH, le marché immobilier donne un prix qui peut être influencé par des causes autres que celles qui intéressent le chercheur et qu'il ne parvient pas à contrôler. Ces variables omises sont cause de problèmes économétriques importants – biais des estimateurs, autocorrélations spatiales, endogénéité – qu'il n'est pas toujours possible de résoudre. Mais, lorsqu'on y parvient, on est sur le terrain solide d'un comportement réel, ce qui évite les difficultés d'un marché hypothétique où un agent économique ne se comporte pas nécessairement comme il le ferait sur un marché réel – fausses déclarations, comportement stratégique, mauvaise compréhension du scénario –, ce qui engendre d'autres biais statistiques. Pour ce qui concerne les applications à la valeur de paysages, Rambonilaza (2004) fait le point sur les principales difficultés spécifiques aux méthodes hypothétiques.

Le dispositif d'enquête de Jeanne Dachary-Bernard montre les avantages de sa démarche hypothétique : des variables perturbantes ne peuvent exister puisque le scénario est un monde clos alors que cela peut être le cas avec la méthode des coûts de transport si les visiteurs font intervenir des critères de choix ou d'appréciation que l'économètre a omis dans son modèle. Mais, d'un autre côté, comment être certain que les personnes enquêtées ont bien en tête le même scénario que celui de Jeanne Dachary-Bernard ? Qu'à travers des photographies, qui sont une représentation de la réalité

déformée – par l'optique de l'appareil, la qualité esthétique de la photographie, l'angle de prise de vue, etc. – et très simplifiée, elles ont pu imaginer la globalité d'un scénario paysager qui est composé d'une vision panoramique – sur 360 degrés –, de bruits, d'odeurs, de sensations, etc., toutes choses que l'on éprouve *in situ* ?

Le troisième point concerne des aspects plus théoriques, que j'illustrerai à partir de l'article fondateur de Blomquist (1988). Il se pose la question de la valeur de la vue sur le lac Michigan à Chicago et il montre que la MPH conduit à des valeurs différentes de la MEC à cause du tri des consommateurs par le marché. Supposons qu'il existe deux types de ménages et que ceux du premier type – les riches – évincent du marché ceux du second type – les pauvres – : ce sont eux qui acquièrent systématiquement les logements avec vue sur le lac. Du fait de ce tri, une évaluation contingente réalisée sur l'ensemble de la population donne une valeur du bien inférieure au prix hédoniste. Blomquist a vérifié que la valeur de la vue sur le lac Michigan correspondait à cette prédiction : d'une part, la valeur attribuée par les acheteurs – en leur demandant de combien il faudrait baisser leur loyer pour qu'ils consentent à se priver de cette vue – est, au point moyen, supérieur au prix hédoniste – car certains d'entre eux auraient été prêts à payer plus cher, ce qui permet de calculer le surplus du consommateur – ; d'autre part, ceux qui sont privés de cette vue seraient prêts à payer, pour en bénéficier, un prix inférieur au prix hédoniste, qui est le prix du marché – la question était : *Combien seraient-ils prêts à payer pour en profiter ?* – ; c'est pourquoi ils sont évincés du marché.

L'hétérogénéité des agents économiques est un casse-tête pour les économistes appliqués – tri, autosélection, problèmes d'agrégation, etc. – et il est possible que les mécanismes de tri d'agents économiques hétérogènes perturbent également le travail de Jeanne Dachary-Bernard. Plusieurs variables sont introduites dans son modèle pour tenter de contrôler ce problème et elle a pris le soin de comparer les résultats avec ou sans ces variables de contrôle (cf. note 7 de son article). Cependant, la variable monétaire qu'elle utilise est la taxe hôtelière. Or, la moitié des visiteurs du parc sont des habitants de la région qui, venant pour la journée, ne sont pas directement concernés par cette taxe.

Les problèmes qui peuvent découler de ce simple constat ne sont pas négligeables. Les visiteurs locaux ont pu mal répondre à une question qui ne les concerne pas ; ils ont pu fausser volontairement leur réponse en cherchant à évincer les visiteurs lointains par un montant de taxe déclarée qui soit dissuasif – quoique la fourchette proposée soit étroite – ; ceux qui viennent de loin et rarement – au total 41 % des visiteurs envisagent de revenir –, ont pu, à l'inverse, diminuer le montant déclaré en pensant qu'ils n'avaient pas à payer pour les visiteurs réguliers de la région. Pour peu que l'opposition proche/lointain recouvre des différences de revenu entre les uns et les autres, les paramètres des variables de revenu peuvent être à leur tour affectés.

Méthode d'évaluation contingente ou méthode des prix hédonistes...

Puisque les différentes méthodes d'évaluation présentent des avantages et des inconvénients, elles ont été comparées dans diverses démarches. Il s'agit parfois de réaliser ce que l'on appelle des « méta-analyses » où les résultats d'un grand nombre de travaux sont utilisés pour réaliser une nouvelle analyse statistique, qui en est, en quelque sorte, la synthèse. C'est ainsi que Carson *et al.* (1996) utilisent 83 travaux relatant 616 études pour comparer les résultats de la MEC à ceux des préférences révélées – coûts de transport, MPH – pour estimer le prix de biens non marchands. Ils montrent que les différences entre les deux types de méthodes sont faibles, la MEC donnant des résultats un peu inférieurs – de l'ordre de 10 % à 25 % – aux préférences révélées. Rambonilaza (2004) cite l'étude de Santos (1998) qui réalise une étude comparée des résultats de 66 évaluations paysagères menées dans différentes parties du monde. Woodward et Wui (2001) présentent une autre méta-analyse reposant sur 39 articles utilisant la MEC ou la MPH pour évaluer le prix de zones humides. Ils concluent très prudemment : il leur paraît difficile de tirer des conclusions générales, car on ne sait pas comment expliquer les résultats souvent divergents des travaux qu'ils ont examinés. La revue de littérature réalisée par Rambonilaza (2004) sur l'utilisation de la MEC – et d'autres méthodes déclaratives –, portant sur 28 études, se conclut également avec beaucoup de prudence. Cette prudence est indispensable : l'état actuel des connaissances

ne permet pas de généraliser les conclusions obtenues à partir d'une méthode donnée mise en œuvre dans un protocole expérimental particulier sur une zone qui présente des traits singuliers.

Dans d'autres cas, il s'agit de combiner plusieurs méthodes pour comparer leurs performances, comme le fait Earnhart (2001) avec un modèle mixant MEC et MPH dans des modèles à choix discret – c'est la probabilité de choisir un logement donné qui est estimée. Il introduit des attributs environnementaux relatifs à l'eau – marais, rivières, lacs – et à l'occupation du sol – forêts, formes agricoles ouvertes, parcs – et il conclut que la MEC donne de meilleurs résultats que la MPH. Le recours à des variables expliquées discrètes (0 ou 1 si elles sont dichotomiques, quelques valeurs dans le cas de modèles polytomiques) plutôt qu'à des variables continues est également fait par Jeanne Dachary-Bernard. Introduits par Ellinckton (1981), ces modèles à choix discret présentent l'avantage de permettre d'estimer des paramètres de la fonction de comportement du consommateur qui s'appliquent à des changements non infinitésimaux, ce qui n'est pas le cas dans la MPH.

... une prudence indispensable en l'état actuel des connaissances

Sans entrer plus avant dans le détail de ce difficile domaine de l'évaluation des biens non marchands, les quelques éclairages qui viennent d'être donnés montrent que la prudence doit être de mise dans l'interprétation des résultats. Les travaux sont encore peu nombreux et leurs résultats souvent divergents. Or, on sait que seule une accumulation de recherches dans un domaine peut permettre de tirer des conclusions suffisamment assurées pour éclairer les décisions. Ce qu'on appelle l'expertise scientifique collective – terme emprunté à l'Inserm, qui en fait un grand usage – suppose la confrontation de méthodes, la comparaison de résultats, le débat et la critique scientifique afin de dépasser les conclusions de l'étude d'un cas, conduite par un chercheur particulier, avec une méthode donnée. Cette prudence nécessaire s'applique à cet article, comme à toute autre contribution scientifique sur le sujet.

Premièrement, la méthode de Jeanne Dachary-Bernard doit être comparée et confrontée à d'autres méthodes. J'ai pris quelques exemples montrant que cela avait été fait pour la MEC et la MPH. Je ne connais pas d'exemple de comparaison de la méthode des coûts de transport – qui repose sur le comportement réel de déplacements faits par des visiteurs vers le paysage d'intérêt – et de celle des choix multi-attributs – qui correspond à un comportement hypothétique : la taxe de séjour qu'ils seraient prêts à payer si... De plus, dans le cas présent, les réponses émanent de 262 touristes. C'est un nombre non négligeable, mais qui n'est pas très élevé, ce qui s'explique par le coût unitaire élevé de ce type de méthode (cf. *supra*). Le faible nombre d'applications de la méthode des choix multi-attributs à des biens environnementaux comme les paysages, que souligne avec raison Jeanne Dachary-Bernard, ne permet pas encore de faire de telles comparaisons.

Les résultats sont intéressants et, par comparaison avec quelques autres, plausibles. Mais, comme l'indique l'auteur elle-même, ils ne sont qu'un « premier avis », conditionné par le dispositif de recherche qu'elle a utilisé. C'est ainsi, ce sera mon deuxième point, que le signe de certaines variables importantes, comme le paramètre de la nature arborée ou non de la lande, change avec l'écriture du modèle (cf. tableaux 4 et 5). On a quelques raisons théoriques de penser que le modèle du tableau 5 est préférable à celui du tableau 4 : c'est la question de l'altruisme ou de l'auto-altruisme, soulevée par Jeanne Dachary-Bernard. Mais cette sensibilité d'un paramètre important à la spécification montre que les résultats ne sont pas très stables. Or, ce paramètre est un résultat important de l'article, puisqu'il fournit un résultat contraire à la politique actuelle du Parc régional naturel d'Armorique, qui est de maintenir la lande rase, alors que les touristes se déclarent prêts à payer pour qu'elle soit arborée.

Troisièmement, les prix implicites obtenus dépendent fortement du mode de calcul, comme on le voit avec l'équation (7). L'auteur s'appuie sur une référence pour justifier de prendre, au dénominateur, la moyenne des trois scénarii, qui est de 0,20 euro par nuitée. Mais avec 0,18 les prix du tableau 7 changeraient de signe et avec 0,22, ils conserveraient leur signe mais seraient multipliés par près de 6. Or, cela ne représente

que des variations de plus ou moins 10 % par rapport à la valeur retenue.

En l'état actuel de l'évaluation économique des paysages, cette relative fragilité des résultats est le lot commun des travaux. Par exemple, sur la question des couverts boisés, pour lesquels le résultat final de l'auteur interroge la politique du Parc régional naturel d'Armorique, on trouve des résultats forts différents dans les revues scientifiques. Si la majorité d'entre eux concluent, comme le suggère l'intuition, que les ménages valorisent des paysages arborés plutôt que ras, il s'en trouve un nombre important qui obtiennent un résultat différent (par exemple : Garrod et Willis, 1992 ; Irwin, 2002 ; Palmer, 2003 ; Paterson et Boyle, 2002 ; Smith *et al.*, 2002). Il est difficile de dire si ces dissonances sont dues aux méthodes, aux dispositifs d'enquête ou de recueil des données, aux régions d'étude, aux préférences des consommateurs.

Je citerai un cas de résultat paradoxal, mais dans le sens opposé à celui de Jeanne Dachary-Bernard. Autour de Dennis (Massachusetts), ville du Cap Cod, un parc naturel dans la zone la plus peuplée des États-Unis – entre Boston et New York – Palmer (2004) utilise une méthode de déclaration de préférences en présentant à un jury des photographies de paysages et il conclut que les forêts sont négativement valorisées. Or, la forêt est l'occupation du sol la plus fréquente dans ce parc naturel. Les gestionnaires n'en ont pas tiré la conclusion qu'il fallait raser ces forêts, tout comme ceux du parc d'Armorique ne doivent pas boiser la lande. Tant que le résultat de Palmer dans un cas, de Dachary-Bernard dans le second, n'auront pas été confrontés à d'autres méthodes, il faut les prendre pour des indications, des pierres apportées à l'édifice de l'évaluation des biens non marchands mais pas pour des conclusions définitives.

C'est parce que l'état actuel des connaissances ne permet pas des conclusions très assurées que des contributions qui font progresser ces connaissances sont nécessaires. Celle de Jeanne Dachary-Bernard s'inscrit dans ce cadre. Elle permet des avancées appréciables mais le stade actuel est encore loin de ce qu'il faudrait pour autoriser des recommandations ou préconisations, terrain que l'auteur a, d'ailleurs, eu le soin d'éviter.

BIBLIOGRAPHIE

Amigues J.-P., Desaignes B. et Vuong Q.-H. (1996), « L'évaluation contingente : controverses et perspectives », *Cahiers d'Économie et Sociologie Rurales*, n° 39-40, pp. 123-149.

Blomquist G. (1988), « Valuing Urban Lakeview Amenities Using Implicit and Contingent Markets », *Urban Studies*, n° 25, pp. 333-340.

Carson R.T., Flores N.E., Martin K.M. et Wright J.L. (1996), « Contingent Valuation and Revealed Preference Methodologies: Comparing the Estimates for Quasi-Public Goods », *Land Economics*, n° 72, pp. 80-99.

Earnhart D. (2001), « Combining Revealed and Stated Preference Methods to Value Environmental Amenities at Residential Locations », *Land Economics*, n° 77, pp. 12-29.

Ellickson B. (1981), « An Alternative Test of the Hedonic Theory of Housing Markets », *Journal of Urban Economics*, n° 9, pp. 56-79.

Garrod G.D. et Willis, K.G. (1998), « Using Contingent Ranking to Estimate the Loss of Amenity Value for Inland Waterways from Public Utility Service Structures », *Environmental and Resource Economics*, n° 12, pp. 241-247.

Irwin E.G. (2002), « The Effects of Open Space on Residential Property Values », *Land Economics*, n° 78, pp. 465-480.

Luchini S. (2002), « De la singularité de la méthode d'évaluation contingente », *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 141-151.

Palmer J.F. (2004), « Using Spatial Metrics to Predict Scenic Perception in a Changing Landscape: Dennis, Massachusetts », *Landscape and Urban Planning*, 69, pp. 201-218.

Paterson R.W. et Boyle K.J. (2002), « Out of Sight, out of Mind? Using GIS to Incorporate Visibility in Hedonic Property Value Models », *Land Economics*, n° 78, pp. 417-425.

Rambonilaza M. (2004), Évaluation de la demande de paysage : état de l'art et réflexions sur la méthode du transfert des bénéfices », *Cahiers d'Économie et Sociologie Rurales*, n° 70, pp. 77-101.

Santos J.M. (1998), *The Economic Value of Landscape Change: Theory and Policies for Land Use and Conservation*, Northampton MA, Edward Elgar.

Smith V.K., Poulos C. et Kim H. (2002), « Treating Open Space as an Urban Amenity », *Resource and Energy Economics*, n° 24, pp. 107-129.

Woodward R.T. et Wui Y.S. (2001), « The Economic Value of Wetland Services: A Meta-Analysis », *Ecological economics*, n° 37, pp. 257-270.
